Československá psychologie 2019 / ročník LXIII / číslo 1

PSYCHOMETRICKÉ CHARAKTERISTIKY KRÁTKÉ ČESKÉ VERZE DOTAZNÍKU PĚTI ASPEKTŮ VŠÍMAVOSTI (FFMQ-15-CZ)

DANIEL KOŘÍNEK[1], JAN BENDA[2], JIŘÍ ŽITNÍK[2]

[1] *Psychoterapeutická a psychosomatická klinika ESET, Praha*
[2] *Katedra psychologie FF UK, Praha*

ABSTRACT

Psychometric characteristics of the short Czech version of the Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ-15-CZ)

D. Kořínek, J. Benda, J. Žitník

Objectives. The purpose of this study was to validate the Czech version of the 15-item Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ-15-CZ) and to examine its psychometric properties.
Sample and setting. Two separate Czech samples were used. In Survey 1, the FFMQ was translated into Czech and then administered through an on-line survey. 2806 participants (sample 1) completed the FFMQ-CZ and the SWLS. In Survey 2, 279 participants (sample 2) completed the FFMQ-15-CZ, the SCS-CZ, the TOSCA-3, the GAD-7 and the PHQ-9.
Statistical analysis. Using IBM SPSS Statistics-23 and Amos-23, calculations of descriptive statistics, Cronbach's alpha, Pearson correlation coefficients, test-retest analysis and confirmatory factor analysis were performed.
Results. The confirmatory factor analysis (sample 1 and 2) confirmed the five-factor structure of FFMQ-15-CZ. A single higher-order factor model was then also confirmed. The Cronbach's alpha coefficients for total FFMQ-15-CZ and subscales in survey 1/2 were as follows: FFMQ-15-CZ (α = 0,77/0,78), nonreactivity to inner experience (α = 0,69/0,65), observing (α = 0,64/0,52), acting with awareness (α = 0,71/0,69), describing (α = 0,83/0,79), nonjudging of inner experience (α = 0,79/0,78). As expected, in Survey 1 and 2, the FFMQ-15-CZ exhibited a significant positive correlation to measures of life satisfaction and self-compassion and a significant negative correlation to measures of shame-proneness, difficulties in emotion regulation, symptoms of anxiety and symptoms of depression.
Study limitation. The samples used in this study were not representative of the general Czech population. In the future, it would be useful to further examine the psychometric properties of the FFMQ-15-CZ in a representative sample of the Czech population, in a sample of experienced meditators as well as in various clinical samples.

key words:
mindfulness,
psychometric properties,
self-compassion,
shame-proneness,
emotion regulation

klíčová slova:
všímavost,
psychometrické vlastnosti,
soucit se sebou,
tendence k prožívání studu,
regulace emocí

ÚVOD

Zájem psychologů o všímavost (anglicky mindfulness)[1] a její terapeutický potenciál v uplynulých dvou dekádách exponenciálně rostl (viz např. Brown, Creswell, Ryan, 2015; McCown, Reibel, Micozzi, 2010; Ostafin, Robinson, Meier, 2015). Všímavost

Došlo: 5. 12. 2017; D. K., Psychoterapeutická a psychosomatická klinika ESET, Úvalská 47, 100 00 Praha 10; e-mail: daniel.korinek@centrum.cz

[1] Všímavost lze definovat jako schopnost uvědomovat si procesy probíhající v našem těle a v mysli v přítomném okamžiku s postojem smířlivého porozumění a přijetí (viz Benda, 2007; Bishop et al., 2004).

začala být spojována s duševním zdravím a osobní pohodou (Baer et al., 2008; Cash, Whittingham, 2010). Mnoho studií pak doložilo účinnost psychologických intervencí založených na všímavosti (tzv. MBI) v léčbě chronické bolesti (Hilton et al., 2017), úzkostných poruch (Vøllestad, Nielsen, Nielsen, 2012) a depresí (McCarney, Schulz, Grey, 2012), ale i záchvatovitého přejídání (Godfrey, Gallo, Afari, 2015), závislostí (Li et al., 2017), traumatu (Boyd et al., 2018), psychóz (Louise et al., 2017) aj. Se vznikem programů a terapií založených na všímavosti (např. MBSR, MBCT, ACT, DBT, viz Benda, 2007) vznikala ve světě současně i poptávka po spolehlivých a validních nástrojích, které by dokázaly zachytit rozdíly, resp. změnu ve všímavosti v průběhu psychoterapie a současně reflektovaly aktuální konceptualizace všímavosti.[2]

Protože zatím neexistuje všeobecná shoda v definici a operacionalizaci všímavosti (viz např. Lutz et al., 2015), kolektiv výzkumníků z Kentucké univerzity v čele s profesorkou Baerovou (2006) se rozhodl prověřit vztahy několika již existujících škál měřících všímavost s cílem identifikovat jejich společné faktory. Baerová et al. (2006) administrovala dotazníky MAAS, KIMS, FMI, CAMS-R a SMQ vysokoškolským studentům (n = 613). Na základě výsledků explorační faktorové analýzy (EFA) se šikmou rotací navrhla nový Dotazník pěti aspektů všímavosti (FFMQ) s hierarchickou strukturou, resp. s jedním globálním faktorem všímavosti a pěti sekundárními faktory, které označila jako 1) *pozorování,* 2) *popisování,* 3) *vědomé jednání,* 4) *nehodnocení vnitřní zkušenosti* a 5) *nereagování na vnitřní prožitky*.

Pozorování je v dotazníku FFMQ chápáno jako všímání si přítomných vjemů či zkušeností (např. zvuků, vůní, tělesných počitků, emocí, myšlenek). *Popisování* se týká schopnosti vyjádřit slovy vlastní zkušenost. *Vědomé jednání* zahrnuje, na rozdíl od jednání automatického, kdy je pozornost zaměřena jinam, provádění činnosti pozorně a bděle. *Nehodnocení vnitřní zkušenosti* zahrnuje přijímání a nehodnocení myšlenek a emocí („toto je dobré“ x „toto je špatné“). *Nereagování na vnitřní prožitky* se vztahuje ke schopnosti vnitřně poodstoupit od myšlenek či emocí, nechat je přicházet a odcházet, aniž bychom jimi byli zaujati či se jich snažili zbavit. Dotazník FFMQ obsahuje celkem 39 tvrzení hodnocených respondenty na pětibodové Likertově stupnici (od 1 = téměř nikdy po 5 = téměř vždy). Celková míra všímavosti je vyjádřena součtem dosažených bodů.

Dotazník pěti aspektů všímavosti (FFMQ), který se ve světě stal jedním z nejčastěji používaných sebeposuzovacích dotazníků měřících všímavost, dnes existuje již v celé řadě jazykových verzí. Byl přeložen např. do čínštiny (Deng et al., 2011), francouzštiny (Heeren et al., 2011), holandštiny (Veehof et al., 2011), italštiny (Giovannini et al., 2014), japonštiny (Sugiura et al., 2012), němčiny (Michalak et al., 2016), norštiny (Dundas et al., 2013), perštiny (Heydarinasab, 2013), portugalštiny (Barros et al., 2014), slovenštiny (Látalová, Pilárik, 2014), španělštiny (Cebolla et al., 2012) či švédštiny (Lilja et al., 2011). Standardizaci české verze provedl Žitník (2010). Vytvořeny byly ovšem i zkrácené, 24 a 15položkové verze (Bohlmeijer et al., 2011; Gu et al., 2016).

V souladu s tendencí ekonomizovat šetření a zkracovat dotazníky, které se dobře exploatují v rámci testových baterií, jsme se v této studii rozhodli ověřit psychometrické vlastnosti a validitu českého překladu zkrácené, 15položkové verze Dotazníku pěti aspektů všímavosti (Gu et al., 2016). Chceme tak nabídnout českému prostředí kvalitní nástroj, který přes svou stručnost dovede dobře měřit fenomén všímavosti v jeho komplexitě.

[2] Ve světě v současné době existuje kolem deseti sebeposuzovacích dotazníků měřících všímavost (viz např. Bergomi, Tschacher, Kupper, 2013).

Cíle a výzkumné otázky

Cílem této studie bylo přezkoumat faktorovou strukturu české verze zkráceného, 15položkového Dotazníku pěti aspektů všímavosti (FFMQ-15-CZ), ověřit její vnitřní konzistenci a odhadnout její konstruktovou a kriteriální validitu. Předpokládali jsme, že dotazník bude mít stejnou faktorovou strukturu jako originální verze, tedy že bude mít hierarchickou strukturu, resp. jeden globální faktor všímavosti a pět následujících sekundárních faktorů: 1) pozorování, 2) popisování, 3) vědomé jednání, 4) nehodnocení vnitřní zkušenosti a 5) nereagování na vnitřní prožitky). V souladu s teoretickými předpoklady i dosavadními výzkumnými zjištěními (viz např. Brockman et al., 2017; Svendsen et al., 2017; Teper, Segal, Inzlicht, 2013; Woods, Proeve, 2014) jsme dále předpokládali, že výsledky FFMQ-15-CZ budou pozitivně korelovat s dotazníky životní spokojenosti a soucitu se sebou a negativně s dotazníky zjišťujícími potíže v regulaci emocí, tendenci k prožívání studu a příznaky úzkosti a deprese.

METODA

Soubory a procedura

Studie byla realizována prostřednictvím dvou samostatných šetření na dvou nezávislých souborech. V prvním šetření, které provedl Žitník (2010), byl FFMQ nejprve s využitím dvou nezávislých překladatelů a editora přeložen do češtiny[3] a následně byl administrován prostřednictvím webového rozhraní spolu s dotazníkem životní spokojenosti. Odkaz na dotazník s žádostí o vyplnění rozesílal autor prvního šetření e-mailem, umístil jej dále na několik komunitních diskusních fór a kromě toho osobně oslovoval respondenty (namátkový výběr). Výsledný výběrový soubor 1 tvořilo po vyřazení respondentů mladších 18 let 2806 respondentů (33,1 % mužů, 66,9 % žen), ve věku od 18 do 80 let (průměrný věk = 32,4 let, SD = 10,6). Ve druhém šetření vyplnilo 279 respondentů (soubor 2) prostřednictvím webového rozhraní FFMQ-15-CZ spolu s dotazníky SCS-CZ, DERS-SF-CZ, TOSCA-3S, GAD-7 a PHQ-9. V tomto případě byli respondenti získáváni prostřednictvím inzerce na sociální síti Facebook. Výběrový soubor 2 tvořilo 33,3 % mužů a 66,7 % žen ve věku od 18 do 68 let (průměrný věk = 40,5 let, SD = 11,8).

Nástroje

Životní spokojenost. K měření životní spokojenosti jsme využili Škálu spokojenosti se životem (Satisfaction With Life Scale – SWLS, Diener a kol., 1985; česká adaptace Lewis et al., 1999). Škála sestává z 5 položek hodnocených na sedmibodové Likertově stupnici (od 1 = rozhodně nesouhlasím po 7 = rozhodně souhlasím). Celková míra životní spokojenosti je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa byl v námi hodnoceném souboru 1 $\alpha = 0{,}86$.

Soucit se sebou. K měření soucitu se sebou jsme využili českou verzi Škály soucitu se sebou (Self-Compassion Scale – SCS-CZ, Neff, 2003; česká adaptace Benda, Reichová, 2016). Jde o 20položkový dotazník, kde respondenti u jednotlivých položek pomocí pětibodové Likertovy stupnice (od 1 = velmi často, téměř vždy po 5 = téměř nikdy) hodnotili, jak často se chovají daným způsobem. Celková míra soucitu se se-

[3] Ještě před prvním použitím dotazníku byla srozumitelnost překladu podrobně konzultována se sedmi zkušebními respondenty, kteří nám pomohli nalézt optimální formulace českých vět. Na věcnou přesnost překladu dohlížel Jan Benda, který se odborným studiem všímavosti zabývá více než 20 let a má zároveň zkušenosti s překládáním psychologických dotazníků s využitím standardního postupu zpětného překladu.

bou je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa byl v námi hodnoceném souboru 2 α = 0,90.

Potíže v regulaci emocí. K měření potíží v regulaci emocí jsme využili zkrácenou formu Škály potíží v regulaci emocí (Difficulties in Emotion Regulation Scale Short Form – DERS-SF-CZ, Kaufman et al., 2015; česká adaptace Benda, 2017). Škála obsahuje celkem 18 tvrzení. Respondenti u jednotlivých tvrzení na pětibodové Likertově stupnici (od 1 = téměř nikdy po 5 = téměř vždy) posuzovali, jak často se chovají daným způsobem. Celková míra potíží v regulaci emocí je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa byl v námi hodnoceném souboru 2 α = 0,84.

Tendence k prožívání studu. K měření tendence k prožívání studu jsme využili zkrácenou verzi dotazníku TOSCA-3S (Test of Selfconscious Affect-3S, Tangney, Dearing, 2003; česká adaptace Dvořáková, 2013). Tento dotazník předkládá respondentům celkem 11 situací (scénářů), se kterými se mohou setkat ve svém každodenním životě. Pro každou situaci je přitom navrženo několik způsobů, jimiž na ni lze reagovat. Respondenti u každé reakce na 5bodové škále hodnotili pravděpodobnost (od 1 = zcela nepravděpodobné po 5 = velmi pravděpodobné), že by reagovali daným způsobem. Metoda měří celkem čtyři osobnostní rysy: 1) tendenci k prožívání viny, 2) tendenci k prožívání studu, 3) externalizaci (obviňování druhých či situace) a 4) odstup a lhostejnost. V této studii byla využita pouze subškála tendence k prožívání studu. Cronbachův koeficient alfa byl u subškály tendence k prožívání studu v námi hodnoceném souboru 2 α = 0,77.

Příznaky úzkosti. K měření úzkostné symptomatologie jsme využili sedmipoložkovou Škálu generalizované úzkosti (Generalized Anxiety Disorder Scale – GAD-7, Spitzer et al., 2006, srov. Kroenke et al., 2010; česká adaptace Daňsová, 2015). Respondenti na čtyřbodové Likertově stupnici (od 0 = vůbec ne po 3 = téměř každý den) uváděli, jak často je v posledních dvou týdnech trápily uvedené tělesné a psychické problémy. Celková míra příznaků úzkosti je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa byl v námi hodnoceném souboru 2 α = 0,88.

Příznaky deprese. K měření depresivní symptomatologie jsme využili devítipoložkovou posuzovací stupnici PHQ-9 (Patient Health Questionnaire-9, Spitzer et al., 1999, srov. Kroenke et al., 2010; česká adaptace Daňsová et al., 2016). Škála sestává z 9 položek hodnocených respondenty na čtyřbodové Likertově stupnici (od 0 = vůbec ne po 3 = téměř každý den). Celková míra příznaků deprese je vyjádřena součtem dosažených bodů. Cronbachův koeficient alfa byl v námi hodnoceném souboru 2 α = = 0,89.

Statistická analýza

K analýze dat jsme využili programy IBM SPSS Statistics-23 a Amos-23. Nejprve jsme provedli konfirmační faktorovou analýzu. K posouzení shody dat s původními modely (viz Baer at al., 2006; Gu et al., 2016) jsme využili indexy SRMR, RMSEA, CFI, TLI a GFI. Za akceptovatelné byly u u indexu χ^2/df považovány hodnoty ≤ 3, indexů SRMR a RMSEA hodnoty ≤ 0,08 a u indexů GFI, CFI a TLI hodnoty ≥ 0,9 (srov. Marsh, Hau, Wen, 2004; Schermelleh-Engel, Moosbrugger, Müller, 2003). K posouzení reliability (vnitřní konzistence) FFMQ-15-CZ i jednotlivých subškál jsme využili Cronbachův koeficient alfa a kritéria: α ≥ 0.9 = vynikající, ≥ 0.8 = dobré, ≥ 0.7 = = akceptovatelné, ≥ 0.6 = diskutabilní, ≥ 0.5 = slabé a ≤ 0.5 = neakceptovatelné (podle George, Mallery, 2013). Pomocí Pearsonova korelačního koeficientu jsme dále ověřili vzájemnou korelaci mezi celkovými skóry i jednotlivými subškálami plné a krátké verze FFMQ. Vypočítali jsme také vzájemnou korelaci subškál u samotné krátké verze FFMQ-15-CZ. Následně byla provedena položková analýza jednotlivých subškál.

U každé položky jsme zjišťovali její průměr, směrodatnou odchylku, diskriminační sílu, faktorový náboj i Cronbachův koeficient subškály v případě, že by byla daná položka ze subškály vyloučena. K odhadu konstruktové a kriteriální validity FFMQ-15-CZ jsme nakonec vypočítali Pearsonovy korelační koeficienty mezi výsledky FFMQ-15-CZ a výsledky dalších použitých dotazníků, u nichž jsme teoreticky předpokládali, že budou s FFMQ-15-CZ korelovat. Absolutní hodnoty korelací byly interpretovány podle klíče: r ≥ 0,5 = vysoká, ≥ 0,3 = střední, ≥ 0,1 = nízká, ≥ 0 = zanedbatelná (podle Cohen, 1988).

VÝSLEDKY

Faktorová struktura FFMQ-15-CZ

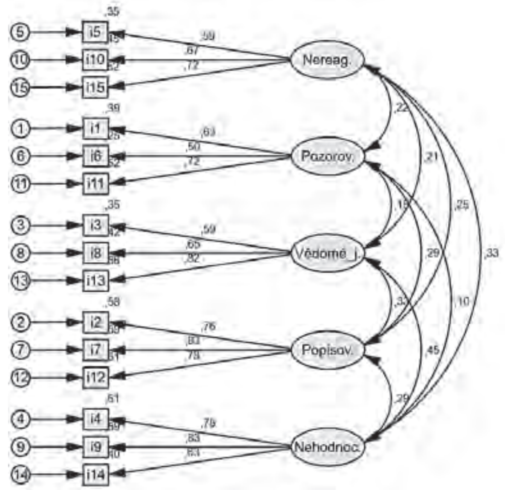
Protože žádný z testovaných souborů nesplňoval podmínku vícerozměrné normality, použili jsme k ověření stability odhadu jednotlivých parametrů u všech testovaných modelů bootstrapping (ML, 1000 opakování, 95% interval spolehlivosti, viz Byrne, 2010). Výsledky získané bootstrappingem byly u všech modelů zcela identické s výsledky získanými odhadem maximální věrohodnosti. Výsledky konfirmační faktorové analýzy (KFA) jsou shrnuty v tab. 1. Konfirmační faktorová analýza metodou maximální věrohodnosti nepotvrdila prostou jednodimenzionální strukturu FFMQ-15-CZ (model 1). Ve shodě s originální verzí byla však u souborů 1 i 2 potvrzena pětifaktorová struktura FFMQ-15-CZ i hierarchický model s jedním společným faktorem druhého řádu (modely 2 a 3). Standardizované regresní koeficienty se u modelu 2 pohybovaly v intervalu 0,50–0,83 (soubor 1, viz obr. 1), resp. 0,38–0,79 (soubor 2). Všechny byly statisticky významné, $p < 0,001$. U modelu 3 se standardizované regresní koeficienty pohybovaly v intervalu 0,30–0,84 (soubor 1, viz obr. 2), resp. 0,40–0,79 (soubor 2) a byly rovněž všechny statisticky významné, $p < 0,001$. Pozoruhodná je však u modelu 3 poměrně vysoká chybová variance (resp. nízké R^2) faktoru *pozorování* (viz obr. 2). R^2 faktoru *pozorování* v modelu 3 má v souboru 1 hodnotu pouhých 0,092 (v souboru 2 pak 0,257). Chybová variance této proměnné je tedy 90,8 % (resp. 74,3 % v souboru 2). Protože i řada jiných studií upozornila na jistou problematičnost subškály *pozorování* v dotazníku FFMQ (např. Curtiss, Klemanski, 2014; Rudkin, Medvedev, Siegert, 2017; Williams et al., 2014 aj.), rozhodli jsme se ve shodě s autory původní i 15položkové verze FFMQ (Baer et al., 2006; Gu et al., 2016) otestovat ještě čtyřfaktorový model (model 4), v němž byla subškála *pozorování* i s příslušnými položkami zcela vynechána. A následně jsme pak testovali i odpovídající čtyřfaktorový hierarchický model s jedním společným faktorem vyššího řádu (model 5).

Konfirmační faktorová analýza metodou maximální věrohodnosti potvrdila oba čtyřfaktorové modely (modely 4 a 5) v souborech 1 i 2 (viz tab. 1). Standardizované regresní koeficienty se u modelu 4 pohybovaly v intervalu 0,57–0,84 (soubor 1), resp. 0,48–0,79 (soubor 2). Všechny byly statisticky významné, $p < 0,001$. U modelu 5 se standardizované regresní koeficienty pohybovaly v intervalu 0,44–0,84 (soubor 1), resp. 0,45–0,79 (soubor 2) a byly rovněž všechny statisticky významné, $p < 0,001$. Lze konstatovat, že i z hlediska chybových variancí vykazovaly modely 4 a 5 o něco lepší hodnoty než odpovídající modely 2 a 3 (diskuse viz dále).

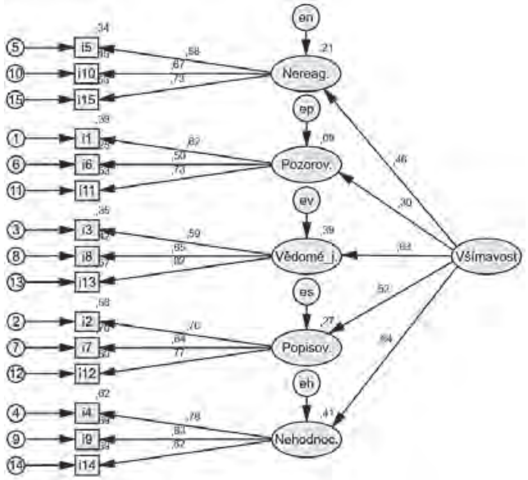
Vzájemné korelace jednotlivých subškál FFMQ-15-CZ v souborech 1 i 2 zobrazuje tab. 2. Hodnoty korelací se pohybovaly v rozmezí od 0,052 do 0,375. Všechny byly statisticky významné, $p < 0,01$. Zjištěný vzorec vztahů mezi subškálami je srovnatelný s původní verzí FFMQ (Baer, 2006) i s plnou, 39položkovou českou verzí FFMQ-CZ (Žitník, 2010).

Tab. 1 Indexy shody modelů s daty

	soubor	χ^2/df	SRMR	RMSEA	CFI	TLI	GFI
Model 1 (jednofaktorový)	1	76,683	0,125	0,164	0,434	0,340	0,709
Model 1 (jednofaktorový)	2	5,919	0,103	0,133	0,550	0,475	0,778
Model 2 (pětifaktorový)	1	10,609	0,049	0,059	0,936	0,916	0,959
Model 2 (pětifaktorový)	2	1,738	0,055	0,052	0,940	0,921	0,939
Model 3 (pětifaktorový hierarchický)	1	11,281	0,058	0,061	0,927	0,910	0,953
Model 3 (pětifaktorový hierarchický)	2	1,719	0,058	0,051	0,938	0,923	0,936
Model 4 (čtyřfaktorový)	1	11,168	0,047	0,060	0,953	0,936	0,968
Model 4 (čtyřfaktorový)	2	1,582	0,052	0,046	0,968	0,956	0,958
Model 5 (čtyřfaktorový hierarchický)	1	11,324	0,050	0,061	0,951	0,935	0,966
Model 5 (čtyřfaktorový hierarchický)	2	1,548	0,053	0,044	0,969	0,959	0,958



Obr. 1 Úsekový diagram modelu 2 (pětifaktorový, N_1=2806), standardizované řešení



Obr. 2 Úsekový diagram modelu 3 (pětifaktorový hierarchický, N_1=2806), standardizované řešení

Tab. 2 Interkorelace subškál FFMQ-15-CZ ($N_1 = 2806$ / $N_2 = 279$)

	Nereagování	*Pozorování*	*Vědomé jednání*	*Popisování*	*Nehodnocení*
Nereagování	1				
Pozorování	0,175**/0,218**	1			
Vědomé jednání	0,180**/0,189**	0,104**/0,154**	1		
Popisování	0,209**/0,189**	0,232**/0,230**	0,263**/0,318**	1	
Nehodnocení	0,268**/0,259**	0,052**/0,221**	0,375**/0,364**	0,233**/0,314**	1

Poznámka: Hodnota před lomítkem odpovídá souboru 1, hodnota za lomítkem souboru 2; **p < 0,01.

Reliabilita

Vnitřní konzistence měřená Cronbachovým koeficientem alfa byla u celého dotazníku FFMQ-15-CZ akceptovatelná (α = 0,77/0,78)[4]. U jednotlivých subškál dosáhla hodnot: *nereagování* α = 0,69/0,65; *pozorování* α = 0,64/0,52; *vědomé jednání* α = 0,71/0,69; *popisování* α = 0,83/0,79; *nehodnocení* α = 0,79/0,78 (viz též tab. 3). Vzhledem k nízkému počtu položek v subškálách lze akceptovat hodnoty α ≥ 0,6 (srov. Gu et al., 2016). Za slabou tedy považujeme jen hodnotu α = 0,52 zjištěnou v souboru 2 u subškály *pozorování* (viz diskuse dále, srov. též např. Rudkin, Medvedev, Siegert, 2017 aj.).

Korelace mezi plnou verzí FFMQ-CZ a krátkou verzí FFMQ-15-CZ

Korelace celkových hrubých skórů 15položkové FFMQ-15-CZ a 39položkové FFMQ-CZ byla velmi vysoká ($r_{15,39} = 0,95$, $p < 0,01$); U jednotlivých subškál byly pak korelace následující: *nereagování* 0,89; *pozorování* 0,88; *vědomé jednání* 0,91; *popisování* 0,95; *nehodnocení* 0,91; Všechny korelace byly signifikantní na hladině p < 0,01.

Deskriptivní statistika

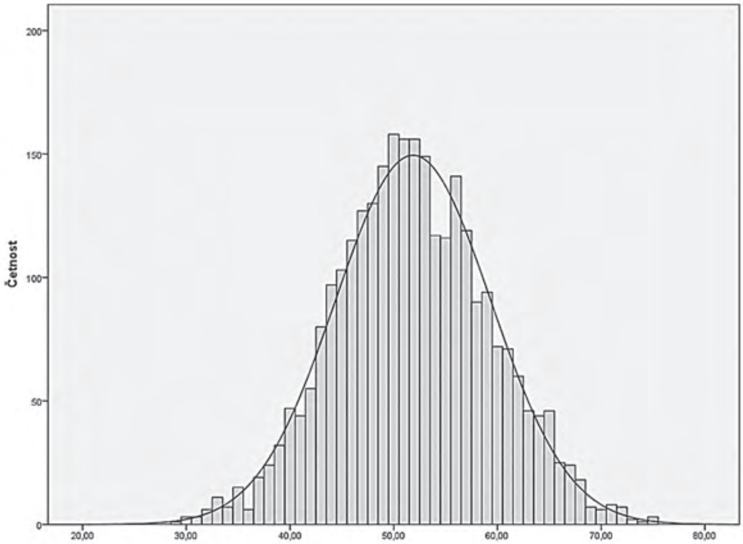
Deskriptivní statistické údaje a některé další psychometrické charakteristiky FFMQ-15-CZ získané v šetřeních 1 i 2 shrnují tab. 3 a 4. Jak ukazuje tab. 3, všechny sledované charakteristiky jednotlivých položek FFMQ-15-CZ byly akceptovatelné. Faktorové náboje položek se pohybovaly v rozmezí 0,65–0,88. Diskriminační síla většiny položek byla v šetření 1 (s těsnou výjimkou položky 6) ≥ 0,4, tzn. velmi dobrá. V šetření 2 byla pak diskriminační síla položek 1, 5, 6 a 11 sice < 0,4, ale stále > 0,25, tzn. dobrá. Průměrné hrubé skóry, směrodatné odchylky, šikmost a špičatost FFMQ-15-CZ a jejích subškál zobrazuje tab. 4. Podle výsledků Shapirova-Wilkova testu neměl celkový hrubý skór FFMQ-15-CZ v souboru 1 normální rozložení ($W_1 = 0,997$, $p_1 = 0,000$), a to ani u podskupiny mužů ($W_{1m} = 0,996$, $p_{1m} = 0,020$), ani u podskupiny žen ($W_{1ž} = 0,997$, $p_{1ž} = 0,003$). Histogramy (srov. obr. 3) jakož i rozložení dat v Q-Q grafech však naznačují, že odchylka od normálního rozložení není velká (platí to také jednotlivě pro muže i ženy), a tak můžeme přesto konstatovat, že data mají přibližně normální rozložení. V souboru 2 i výsledky Shapirova-Wilkova testu potvrdily normální rozložení celkového hrubého skóru FFMQ-15-CZ ($W_2 = 0,995$, $p_2 = 0,569$), a to i u podskupiny mužů ($W_{2m} = 0,975$, $p_{2m} = 0,074$) a u podskupiny žen ($W_{2ž} = 0,996$, $p_{2ž} = 0,905$). Vzhledem k uvedeným výsledkům jsme pro další testování rozdílu mezi muži a ženami ve skórech FFMQ-15-CZ použili t-test pro dva nezávislé výběry. Pro výpočet korelací byl použit Pearsonův korelační koeficient.

[4] Hodnota před lomítkem odpovídá souboru 1, hodnota za lomítkem souboru 2.

Tab. 3 Deskriptivní charakteristiky položek FFMQ-15-CZ (N_1=2806/N_2=279)

č.	položka	M	SD	L	CITC	αid
	Nereagování (α = 0,69/0,65)					
5.	Když mám úzkostné myšlenky nebo představy, „poodstoupím" od nich a jsem si těchto myšlenek nebo představ vědom, aniž bych jimi byl přemožen.	3,01/3,25	1,07/1,12	0,74/0,70	0,45/0,39	0,67/0,64
10.	Když mám úzkostné myšlenky nebo představy, obvykle jsem schopen je jen zaznamenat, aniž bych reagoval.	2,95/2,87	0,97/1,01	0,81/0,79	0,54/0,48	0,57/0,52
15.	Když mám úzkostné myšlenky nebo představy, obvykle je prostě jen zaznamenám a nechám je být.	2,91/3,03	1,04/1,12	0,81/0,81	0,54/0,50	0,56/0,48
	Pozorování (α = 0,64/0,52)					
1.	Když se sprchuji nebo se koupu, uvědomuji si počitky vznikající při kontaktu vody s mým tělem.	3,58/3,57	1,21/1,23	0,79/0,75	0,46/0,36	0,53/0,37
6.	Uvědomuji si, jak jídlo a pití ovlivňují mé myšlenky, tělesné pocity a emoce.	3,37/3,33	1,15/1,11	0,77/0,65	0,39/0.29	0,62/0,49
11.	Věnuji pozornost vjemům, jako je vítr ve vlasech nebo dotek slunečních paprsků na mé tváři.	3,63/3,91	1,02/0,93	0,75/0,74	0,51/0,36	0,47/0,38
	Vědomé jednání (α = 0,71/0,69)					
3.	Nevěnuji pozornost tomu, co dělám, protože se oddávám dennímu snění, dělám si starosti nebo jsem duchem nepřítomný.	3,62/3,33	1,00/0,94	0,75/0,75	0,47/0,45	0,70/0,66
8.	Vykonávám svou práci nebo povinnosti automaticky, aniž bych si uvědomoval, co vlastně dělám.	3,49/3,51	0,95/1,05	0,79/0,78	0,51/0,50	0,65/0,62
13.	Přistihuji se, jak dělám věci, aniž bych dával pozor.	3,25/3,22	0,87/0,90	0,86/0,84	0,63/0,58	0,51/0,51
	Popisování (α = 0,83/0,79)					
2.	Snadno nalézám slova k vylíčení svých pocitů.	3,64/3,69	0,98/0,95	0,86/0,86	0,68/0,67	0,78/0,68
7.	Mám potíže nalézat správná slova k vyjádření toho, co prožívám.	3,70/3,63	0,95/1,01	0,88/0,85	0,72/0,65	0,75/0,70
12.	Dokonce i když se cítím velmi rozrušený, dokážu najít způsob, jak to vyjádřit slovy.	3,52/3,64	1,00/0,98	0,86/0,81	0,68/0,58	0,78/0,77
	Nehodnocení (α = 0,79/0,78)					
4.	Myslím si, že některé mé myšlenky jsou špatné nebo nejsou normální a neměl bych takto přemýšlet.	3,82/3,50	1,02/0,98	0,85/0,86	0,65/0,65	0,69/0,67
9.	Myslím si, že některé mé city jsou špatné nebo nevhodné a neměl bych je cítit.	3,87/3,70	1,00/0,96	0,88/0,85	0,69/0,64	0,64/0,68
14.	Říkám si, že bych se neměl cítit tak, jak se cítím.	3,50/3,25	1,06/0,99	0,78/0,80	0,55/0,57	0,79/0,76

Poznámka: Hodnota před lomítkem odpovídá souboru 1, hodnota za lomítkem souboru 2; M – průměr; SD – směrodatná odchylka; L – faktorový náboj; CITC – diskriminační síla položky (korigovaná korelace položky s celkovým skórem subškály); αid – Cronbachův koeficient subškály v případě, že by byla položka ze subškály vyloučena.



Obr. 3 Histogram celkových hrubých skórů dosažených respondenty v FFMQ-15-CZ ($N_1 = 2806$)

Rozdíly podle pohlaví a věku

T-testem pro dva nezávislé výběry jsme nezjistili mezi muži a ženami statisticky významný rozdíl v celkové míře všímavosti ani v šetření 1 (t = 0,373, df = 2804, p = 0,709), ani v šetření 2 (t = -1,518, df = 277, p = 0,130). Pokud jde o jednotlivé subškály, statisticky významný rozdíl nebyl zjištěn ani u subškál *vědomé jednání* (soubor 1: t = 1,591, df = 2804, p = 0,112; soubor 2: t = -1,246, df = 277, p = 0,214), *popisování* (soubor 1: t = -1,970, df = 2804, p = 0,049; soubor 2: t = -1,495, df = 277, p = 0,136) a *nehodnocení* (soubor 1: t = 1,641, df = 2804, p = 0,101; soubor 2: t = -0,885, df = 277, p = 0,377). V šetření 1 muži dosahovali statisticky významně vyšších výsledků než ženy v subškále *nereagování* (t = 6,464, df = 2804, p < 0,001) a ženy skórovaly statisticky významně výše v subškále *pozorování* (t = -5,868, df = 1694,827, p < 0,001). V šetření 2 se však ani výsledky v těchto dvou subškálách nijak statisticky významně nelišily (*nereagování*: t = -0,102, df = 277, p = 0,919; *pozorování*: t = -1,082, df = 277, p = 0,280). A protože také hodnoty Cohenova d vypočtené pro obě tyto subškály v šetření 1 ukázaly, že nalezené rozdíly mají jen velmi malý praktický význam (*nereagování*: d = 0,26; *pozorování*: d = 0,24), můžeme konstatovat, že muži a ženy se v obou šetřeních ve výsledcích všech subškál dotazníku FFMQ-15-CZ nijak podstatně nelišili. Mezi věkem respondentů a mírou všímavosti jsme v souboru 1 zjistili nízkou pozitivní korelaci ($r_{1v} = 0,223$, p < 0,01) a v souboru 2 středně silnou pozitivní korelaci ($r_{2v} = 0,305$, p < 0,01). Můžeme tedy konstatovat, že v obou souborech všímavost s věkem mírně stoupala.

Validita

Výsledky šetření 1 a 2 vztahující se ke konstruktové a kriteriální validitě FFMQ-15-CZ jsou uvedeny v tab. 5. Všechny zjištěné korelace FFMQ-15-CZ (i všech jejích subškál) s ostatními dotazníky vyšly v předpokládaném směru (Pearsonův korelační koeficient). Ve shodě s očekáváním byla zjištěna vysoká pozitivní korelace FFMQ-

Tab. 4 Deskriptivní statistika pro celkový skór a skóry jednotlivých subškál FFMQ-15-CZ (N_1 = 2806 / N_2 = 279)

	FFMQ-15-CZ celkem				Muži		Ženy	
	M	SD	Šikmost	Špičatost	M	SD	M	SD
Nereagování	8,87/9,16	2,42/2,49	0,17[1]/0,22[2]	-0,15[3]/-0,17[4]	9,29/9,14	2,40/2,56	8,66/9,17	2,41/2,46
Pozorování	10,58/10,81	2,58/2,35	-0,52[1]/-0,44[2]	-0,09[3]/-0,13[4]	10,16/10,59	2,73/2,47	10,79/10,91	2,48/2,28
Vědomé jednání	10,36/10,06	2,24/2,29	-0,12[1]/-0,15[2]	-0,36[3]/-0,31[4]	10,46/9,82	2,27/2,24	10,31/10,18	2,23/2,29
Popisování	10,87/10,96	2,54/2,47	-0,36[1]/-0,37[2]	-0,39[3]/-0,50[4]	10,73/10,65	2,60/2,66	10,93/11,11	2,51/2,36
Nehodnocení	11,19/10,45	2,58/2,44	-0,32[1]/-0,35[2]	-0,68[3]/-0,13[4]	11,30/10,27	2,54/2,59	11,13/10,54	2,59/2,36
FFMQ-15-CZ celkem	51,87/51,43	7,49/7,57	0,06[1]/-0,12[2]	-0,08[3]/-0,06[4]	51,94/50,46	7,51/7,66	51,83/51,92	7,48/7,50

Poznámka: Hodnota před lomítkem odpovídá souboru 1, hodnota za lomítkem souboru 2; M – průměr; SD – směrodatná odchylka; [1] - standardní chyba = 0,046; [2] – standardní chyba = 0,146; [3] – standardní chyba = 0,092; [4] – standardní chyba = 0,291; Muži: N_{1m} = 928; N_{2m} = 93; Ženy: $N_{1ž}$ = 1878; $N_{2ž}$ = 186.

Tab. 5 Korelace FFMQ-15-CZ a jednotlivých subškál s vybranými dotazníky

	Životní spokojenost (SWLS)[1]	Soucit se sebou (SCS-CZ)[2]	Potíže v regulaci emocí (DERS-SF-CZ)[2]	Tendence k prožívání studu (TOSCA-3S-S)[2]	Příznaky úzkosti (GAD-7)[2]	Příznaky deprese (PHQ-9)[2]
Nereagování	0,244**	0,482**	-0,426**	-0,223**	-0,379**	-0,298**
Pozorování	0,164**	0,302**	-0,241**	-0,087	-0,275**	-0,258**
Vědomé jednání	0,243**	0,399**	-0,452**	-0,208**	-0,368**	-0,328**
Popisování	0,216**	0,407**	-0,376**	-0,226**	-0,287**	-0,362**
Nehodnocení	0,350**	0,562**	-0,572**	-0,336**	-0,587**	-0,566**
FFMQ-15-CZ celkem	**0,402****	**0,686****	**-0,657****	**-0,345****	**-0,603****	**-0,577****

Poznámka: [1] soubor 1 (N_1 = 2806); [2] soubor 2 (N_2 = 279); **$p < 0{,}01$.

15-CZ se Škálou soucitu se sebou (konvergentní validita)[5]. Mezi FFMQ-15-CZ a Škálou potíží v regulaci emocí byla zjištěna vysoká negativní korelace (diskriminační validita)[6]. Pokud jde o kriteriální validitu, můžeme na základě výsledků konstatovat, že FFMQ-15-CZ je dobrým prediktorem duševního zdraví. V šetření 2 byly zjištěny vysoce negativní korelace FFMQ-15-CZ se Škálou generalizované úzkosti a Posuzovací stupnicí tíže deprese a dále středně silná negativní korelace se škálou TOSCA-3S-S. V šetření 1 pak byla zjištěna vysoce pozitivní korelace se Škálou spokojenosti se životem.

[5] V češtině zatím není k dispozici žádný další spolehlivě validizovaný dotazník všímavosti. Soucit se sebou má však blízko k akceptujícímu postoji vůči všem prožívaným fenoménům, který je důležitou součástí všímavosti (srov. Bishop et al., 2004). Škála soucitu se sebou navíc obsahuje subškálu „všímavost" a její opačně kódovaný protipól – subškálu „přílišné ztotožnění" (viz Benda, Reichová, 2016).

[6] Škála potíží v regulaci emocí (resp. její krátká forma) měří schopnost uvědomovat si vlastní emoce, schopnost tyto emoce akceptovat, rozumět jim a zároveň i schopnost zachovat si i během prožívání emocí moudrý nadhled a jednat s rozvahou (viz Benda, 2017). To vše má velmi blízko ke všímavému uvědomování si emocí. Všímavost však kromě emocí zaznamenává i déletrvající stavy mysli, vjemy, myšlenky atd.

DISKUSE

Dotazník pěti aspektů všímavosti (FFMQ) se ve světě stal jedním z nejčastěji používaných sebeposuzovacích dotazníků měřících všímavost. Tento dotazník byl využit již ve stovkách studií (Goldberg et al., 2016) a protože vznikl na základě faktorové analýzy položek dalších pěti validních dotazníků (KIMS, CAMS-R, SMQ, MAAS a FMI), je obvykle považován za nástroj poměrně komplexní a schopný nahradit zmíněné dotazníky (Siegling, Petrides, 2016). S ohledem na tyto skutečnosti a také proto, abychom podpořili budoucí výzkum všímavosti u nás, rozhodli jsme se převést do češtiny v praxi dobře použitelnou, zkrácenou verzi Dotazníku pěti aspektů všímavosti a prověřili jsme i její psychometrické vlastnosti.

Psychometrické vlastnosti FFMQ-15-CZ zjištěné v této studii vesměs odpovídají originální americké verzi tohoto dotazníku, a to včetně poněkud problematických výsledků týkajících se subškály *pozorování* (vysvětlení viz dále) Výsledky konfirmační faktorové analýzy potvrdily u našich souborů 1 i 2 pětifaktorovou strukturu FFMQ-15-CZ i hierarchický model s jedním společným faktorem druhého řádu. V souboru 1 jsme nicméně u faktoru *pozorování* zaznamenali v hierarchickém modelu vysokou chybovou varianci ($R^2 = 0{,}092$). Stejně jako autoři 39položkové (Baer et al., 2006) i 15položkové verze dotazníku FFMQ (Gu et al., 2016) jsme proto následně testovali ještě dva čtyřfaktorové modely (jednoduchý a hierarchický), v nichž byla subškála *pozorování* i s příslušnými položkami zcela vynechána. U obou těchto čtyřfaktorových modelů jsme zaznamenali lepší hodnoty indexů shody, standardizovaných regresních koeficientů i chybových variancí než u obou modelů pětifaktorových (viz tab. 1 a obr. 1 a 2). To odpovídá výsledkům řady dalších výzkumných šetření (např. Curtiss, Klemanski, 2014; Siegling, Furnham, Petrides, 2016; Williams et al., 2014) včetně původních šetření autorů škály (Baer et al., 2006; Gu et al., 2016).

Je třeba říci, že subškála *pozorování* dotazníku FFMQ vykazovala celou řadu problematických vlastností právě již v původní práci Baerové et al. (2006) a následně i v celé řadě dalších studií. Ve studii Browna et al. (2015) subškála *pozorování* například pozitivně korelovala s úrovní stresu (r = 0,15). Ve studii Curtisse a Klemanskiho (2014) tato subškála u klinické populace pozitivně korelovala s úzkostí (r = 0,174). Protože ale pětifaktorové modely FFMQ stejně jako korelace subškály *pozorování* s různými dalšími faktory týkajícími se psychopatologických symptomů nebo duševního zdraví vycházejí lépe a logičtěji u zkušenějších meditujících (viz např. Baer et al., 2008; Gu et al., 2016), lze se ve shodě s autory FFMQ domnívat, že problematické výsledky subškály *pozorování* jsou zřejmě spojeny s odlišným chápáním významu jednotlivých položek této subškály nemeditujícími versus meditujícími subjekty (srov. též Grossman 2008, 2011). Někteří výzkumníci navrhují z tohoto důvodu aspekt *pozorování* u nemeditujících subjektů z dotazníku FFMQ zcela vyloučit (viz Soysa, Wilcomb, 2015; Siegling, Petrides, 2016; Siegling, Furnham, Petrides, 2016). Jiní, jako např. Rudkin, Medvedev a Siegert (2017), s ohledem na skutečnost, že aspekt *pozorování* je odborníky považován za velmi podstatnou součást všímavosti, navrhují spíše nahradit položky stávající subškály *pozorování* jinými, pro laiky srozumitelnějšími položkami (srov. též Lilja et al., 2013). Za tímto účelem Rudkin, Medvedev a Siegert (2017) nedávno navrhli alternativní subškálu *pozorování,* do níž (na rozdíl od FFMQ) zahrnuli i položky zaměřené na pozorování emocí. Teprve budoucnost ovšem ukáže, zda se tato nová subškála ve výzkumech všímavosti ujme.

Vnitřní konzistenci dotazníku FFMQ-15-CZ zjištěnou v našich dvou šetřeních lze považovat za akceptovatelnou ($\alpha = 0{,}77/0{,}78$). S výjimkou subškály *pozorování* byly u všech ostatních subškál hodnoty Cronbachových koeficientů alfa srovnatelné s hodnotami původní zkrácené verze FFMQ (Gu et al., 2016). Mezi muži a ženami jsme

v celkových skórech FFMQ-15-CZ nenalezli žádný statisticky významný rozdíl. Mezi všímavostí a věkem respondentů jsme nalezli nízkou pozitivní korelaci (r_{1v} = 0,223, p < 0,01; podobné výsledky uvádí např. Baer et al., 2008; Christopher et al., 2012).

Pokud jde o posouzení konstruktové a kriteriální validity dotazníku FFMQ-15-CZ, můžeme konstatovat, že výsledky naší studie byly rovněž ve shodě se zahraničními studiemi. Celkový skór FFMQ-15-CZ vysoce pozitivně koreloval se soucitem k sobě (srov. např. Svendsen et al., 2017) a spokojeností se životem (srov. Christopher et al., 2012), vysoce negativně naopak s potížemi v regulaci emocí (srov. Baer et al., 2006), příznaky úzkosti (srov. Baer et al., 2008; Látalová, Pilárik, 2014) a příznaky deprese (srov. Gu et al., 2016). Středně silnou negativní korelaci jsme zjistili mezi výsledky FFMQ-15-CZ a tendencí k prožívání studu (srov. Woods, Proeve, 2014). Dodejme, že subškála *pozorování* měla ve srovnání s ostatními subškálami se všemi ostatními dotazníky nejslabší korelace (viz tab. 5).

Limity studie i dotazníku FFMQ-15-CZ a možnosti dalšího výzkumu

Při interpretaci výsledků této studie je samozřejmě třeba vzít v úvahu řadu omezení. Především jsme nepracovali s reprezentativním vzorkem populace. Sběr dat uskutečněný z velké části na internetu neumožnil přesnou definici zkoumaných souborů. V souborech nebyli dostatečně zastoupeni respondenti, kteří nevyužívají internet, resp. Facebook. Naopak mohli převažovat respondenti se zvýšenou motivací a zájmem o témata reprezentovaná příslušnou dotazníkovou baterií (podrobnější kritika internetových šetření viz např. Bethlehem, Biffignandi, 2011). K dalšímu zkreslení mohlo dojít i díky exploračnímu použití KFA (např. v případě nesprávně navrženého základního modelu). Nezkoumali jsme ani test-retestovou reliabilitu dotazníku a neměli jsme možnost korelovat výsledky FFMQ-15-CZ s nějakým jiným českým dotazníkem měřícím všímavost. Co se týče omezení samotného dotazníku FFMQ-15-CZ[7], připomeňme dále, že jako u každé sebeposuzovací metody, je i v případě FFMQ-15-CZ výsledek vždy ovlivněn řadou subjektivních činitelů, např. obecnou schopností sebereflexe a sebehodnocení respondenta, jeho zkušenostmi s obsahem jednotlivých položek, jeho upřímností apod. (viz Grossman, 2008, 2011). Výsledky dosažené v dotazníku FFMQ-15-CZ tedy rozhodně nelze chápat jako objektivní míru všímavosti. Jde jen o subjektivní odhad všímavosti respondentem.

Do budoucna se jako zajímavá alternativa měření všímavosti jeví eventuální využití metod kognitivní neurovědy (zvláště fMRI), případně i další možnosti objektivně sledovat různé biologické, emoční, kognitivní, behaviorální či sociální indikátory související s rozvojem všímavosti (srov. Van Dam et al., 2017; Walach, 2018). Také fenomenologická matice vytvořená nedávno Lutzem et al. (2015) ke sledování změn, které jedinec zažívá při rozvíjení všímavosti, možná přinese pokrok v měření všímavosti (srov. Maliszewski et al., 1981).

Ve studiích, kde je důležité odlišit jednotlivé aspekty všímavosti, doporučujeme každopádně i nadále používat 39položkovou verzi FFMQ-CZ (Žitník, 2010). 15položková verze dotazníku je vhodná spíše pro rozsáhlejší epidemiologické studie, kde jde o zachycení celkové úrovně všímavosti a nejrůznějších dalších souvislostí s jinými vytipovanými proměnnými (Gu et al., 2016). Pokud jde o FFMQ-15-CZ, bylo by každopádně vhodné najít v budoucnu alternativní položky subškály *pozorování* lépe odpovídající pětifaktorovému modelu FFMQ (srov. Rudkin, Medvedev, Siegert, 2017)[8].

[7] Zajímavou kritiku operacionalizace všímavosti v dotazníku FFMQ ze strany buddhistických mnichů a zkušených meditujících přinesli Feng et al. (2018) a Christopher, Woodrich a Tiernan (2014).

[8] Pozoruhodný inventář Balanced-Inventory of Mindfulness-related Skills (BIMS) vyvíjejí v současné době Van Dam, Bilgrami a Eisenlohr-Moul (2018).

Vzhledem k faktu, že faktorovou strukturu dotazníku FFMQ-15-CZ možná ovlivňuje míra meditační zkušenosti respondentů, bylo by dále žádoucí prověřit psychometrické vlastnosti FFMQ-15-CZ na vzorku pokročilých meditujících. Zajímavé srovnání by mohly poskytnout i výsledky získané u nejrůznějších klinických vzorků.

ZÁVĚR

Krátká česká verze Dotazníku pěti aspektů všímavosti (FFMQ-15-CZ) má přijatelné psychometrické vlastnosti a lze ji doporučit jako reliabilní a validní nástroj k měření všímavosti. Věříme, že úspornost FFMQ-15-CZ ocení výzkumníci zvláště ve studiích vyžadujících použití více metod během jedné administrace.

LITERATURA

Baer, R. A., Smith, G. T., Hopkins, J., Krietemeyer, J., & Toney, L. (2006). Using self-report assessment methods to explore facets of mindfulness. *Assessment*, *13*(1), 27-45.

Baer, R. A., Smith, G. T., Lykins, E., Button, D., Krietemeyer, J., Sauer, S., … Williams, J. M. G. (2008). Construct validity of the Five Facet Mindfulness Questionnaire in meditating and nonmeditating samples. *Assessment*, *15*(3), 329-342.

Barros, V. V. D., Kozasa, E. H., Souza, I. C. W. D., & Ronzani, T. M. (2014). Validity evidence of the brazilian version of the Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ). *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, *30*(3), 317-327.

Benda, J. (2007). Všímavost v psychologickém výzkumu a v klinické praxi. *Československá psychologie*, *51*(2), 129-140.

Benda, J. (2017). Krátká forma Škály potíží v regulaci emocí: Pilotní studie české verze. *E-psychologie*, *11*(1), 1-15.

Benda, J., Reichová, A. (2016). Psychometrické charakteristiky české verze Self-Compassion Scale (SCS-CZ). *Československá psychologie*, *60*(2), 120-136.

Bergomi, C., Tschacher, W., & Kupper, Z. (2013). The assessment of mindfulness with self-report measures: Existing scales and open issues. *Mindfulness*, *4*(3), 191-202.

Bethlehem, J., & Biffignandi, S. (2011). *Handbook of web surveys*. New Jersey: John Wiley & Sons.

Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., … Devins, G. (2004). Mindfulness: A proposed operational definition. *Clinical psychology: Science and practice*, *11*(3), 230-241.

Bohlmeijer, E., ten Klooster, P. M., Fledderus, M., Veehof, M., & Baer, R. (2011). Psychometric properties of the Five Facet Mindfulness Questionnaire in depressed adults and development of a short form. *Assessment*, *18*(3), 308-320.

Boyd, J. E., Lanius, R. A., & McKinnon, M. C. (2018). Mindfulness-based treatments for posttraumatic stress disorder: a review of the treatment literature and neurobiological evidence. *Journal of Psychiatry & Neuroscience*, *43*(1), 7-25.

Brockman, R., Ciarrochi, J., Parker, P., & Kashdan, T. (2017). Emotion regulation strategies in daily life: mindfulness, cognitive reappraisal and emotion suppression. *Cognitive Behaviour Therapy*, *46*(2), 91-113.

Brown, K. W., Creswell, J. D., & Ryan, R. M. (Eds.) (2015). *Handbook of mindfulness: Theory, research, and practice*. New York: Guilford Publications.

Brown, D. B., Bravo, A. J., Roos, C. R., & Pearson, M. R. (2015). Five facets of mindfulness and psychological health: Evaluating a psychological model of the mechanisms of mindfulness. *Mindfulness*, *6*(5), 1021-1032.

Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming (2nd ed.).* New York: Routledge.

Cash, M., & Whittingham, K. (2010). What facets of mindfulness contribute to psychological well-being and depressive, anxious, and stress-related symptomatology? *Mindfulness*, *1*(3), 177-182.

Cebolla, A., García-Palacios, A., Soler, J., Guillen, V., Baños, R., & Botella, C. (2012). Psychometric properties of the Spanish validation of the Five Facets of Mindfulness Questionnaire (FFMQ). *European Journal of Psychiatry*, *26*(2), 118-126.

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale: Erlbaum.

Curtiss, J., & Klemanski, D. H. (2014). Factor analysis of the Five Facet Mindfulness Questionnaire in a heterogeneous clinical sample. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *36*(4), 683-694.

Daňsová, P. (2015). *Mateřské sebehodnocení v těhotenství: souvislost s vybranými charakteristikami ženy a partnerského vztahu:*

(Diplomová práce). Brno: Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity.
Daňsová, P., Masopustová, Z., Hanáčková, V., Kicková, K., & Korábová, I. (2016). Metoda Patient Health Questionnaire-9: česká verze. *Československá psychologie, 60*(5), 468-481.
Deng, Y. Q., Liu, X. H., Rodriguez, M. A., & Xia, C. Y. (2011). The Five Facet Mindfulness Questionnaire: Psychometric properties of the Chinese version. *Mindfulness*, *2*(2), 123-128.
Diener, E., Emmons, R. A., & Larsen, R. J., Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, *49*(1), 71-75.
Dundas, I., Vøllestad, J., Binder, P. E., & Sivertsen, B. (2013). The Five Factor Mindfulness Questionnaire in Norway. *Scandinavian Journal of Psychology*, *54*(3), 250-260.
Dvořáková, P. (2013). *Tendence k prožívání studu a tendence k prožívání viny jako moderátory vztahu mezi interpersonální závislostí a vyhledáváním sociální opory:* (Bakalářská práce). Brno: Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity.
Feng, X. J., Krägeloh, C. U., Billington, D. R., & Siegert, R. J. (2018). To what extent is mindfulness as presented in commonly used mindfulness questionnaires different from how it is conceptualized by senior ordained buddhists? *Mindfulness, 9*(2), 441-460.
George, D., & Mallery, M. (2013). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference 21.0.* New York: Pearson.
Giovannini, C., Giromini, L., Bonalume, L., Tagini, A., Lang, M., & Amadei, G. (2014). The Italian Five Facet Mindfulness Questionnaire: a contribution to its validity and reliability. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 36*(3), 415-423.
Godfrey, K. M., Gallo, L. C., & Afari, N. (2015). Mindfulness-based interventions for binge eating: a systematic review and meta-analysis. *Journal of Behavioral Medicine*, *38*(2), 348-362.
Goldberg, S. B., Wielgosz, J., Dahl, C., Schuyler, B., MacCoon, D. S., Rosenkranz, M., … Davidson, R. J. (2016). Does the Five Facet Mindfulness Questionnaire measure what we think it does? Construct validity evidence from an active controlled randomized clinical trial. *Psychological Assessment, 28*(8), 1009.
Grossman, P. (2008). On measuring mindfulness in psychosomatic and psychological research. *Journal of Psychosomatic Research*, *64*(4), 405-408.
Grossman, P. (2011). Defining mindfulness by how poorly I think I pay attention during everyday awareness and other intractable problems for psychology's (re) invention of mindfulness: comment on Brown et al. (2011). *Psychological Assessment*, *23*(4), 1034-1040.
Gu, J., Strauss, C., Crane, C., Barnhofer, T., Karl, A., Cavanagh, K., & Kuyken, W. (2016). Examining the factor structure of the 39-item and 15-item versions of the Five Facet Mindfulness Questionnaire before and after mindfulness-based cognitive therapy for people with recurrent depression. *Psychological Assessment*, *28*(7), 791-802.
Heeren, A., Douilliez, C., Peschard, V., Debrauwere, L., & Philippot, P. (2011). Cross-cultural validity of the Five Facets Mindfulness Questionnaire: Adaptation and validation in a French-speaking sample. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 61(3), 147-151.
Heydarinasab, L. (2013). An investigation of the validity and reliability of psychometric characteristics of Five Facet Mindfulness Questionnaire in Iranian non-clinical samples. *International Journal of Behavioral Sciences*, *7*(3), 229-237.
Hilton, L., Hempel, S., Ewing, B. A., Apaydin, E., Xenakis, L., Newberry, S., … Maglione, M. A. (2017). Mindfulness meditation for chronic pain: systematic review and meta-analysis. *Annals of Behavioral Medicine*, *51*(2), 199-213.
Christopher, M. S., Neuser, N. J., Michael, P. G., & Baitmangalkar, A. (2012). Exploring the psychometric properties of the Five Facet Mindfulness Questionnaire. *Mindfulness, 3*(2), 124-131.
Christopher, M. S., Woodrich, L. E., & Tiernan, K. A. (2014). Using cognitive interviews to assess the cultural validity of state and trait measures of mindfulness among Zen Buddhists. *Mindfulness*, *5*(2), 145-160.
Kaufman, E. A., Xia, M., Fosco, G., Yaptangco, M., Skidmore, C. R., & Crowell, S. E. (2016). The Difficulties in Emotion Regulation Scale Short Form (DERS-SF): validation and replication in adolescent and adult samples. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 38*(3), 443-455.
Kroenke, K., Spitzer, R. L., Williams, J. B., & Löwe, B. (2010). The Patient Health Questionnaire somatic, anxiety, and depressive symptom scales: a systematic review. *General Hospital Psychiatry*, *32*(4), 345-359.

Látalová, V., & Pilárik, Ľ. (2014). Overenie psychometrických vlastností a faktorovej štruktúry slovenskej verzie dotazníka FFMQ (Five–Facet Mindfulness Questionnaire). *Psychologie a její kontexty*, *2*(5), 81-99.

Lewis, C. A., Shevlin, M. E., Smékal, V., & Dorahy, M. J. (1999): Factor structure and reliability of a Czech translation of the Satisfaction With Life Scale among Czech university students. *Studia psychologica*, *41*(3), 239-244.

Li, W., Howard, M. O., Garland, E. L., McGovern, P., & Lazar, M. (2017). Mindfulness treatment for substance misuse: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Substance Abuse Treatment*, *75,* 62-96.

Lilja, J. L., Frodi-Lundgren, A., Hanse, J. J., Josefsson, T., Lundh, L. G., Sköld, C., ... Broberg, A. G. (2011). Five Facets Mindfulness Questionnaire – reliability and factor structure: a Swedish version. *Cognitive Behaviour Therapy*, *40*(4), 291-303.

Lilja, J. L., Lundh, L. G., Josefsson, T., & Falkenström, F. (2013). Observing as an essential facet of mindfulness: a comparison of FFMQ patterns in meditating and non-meditating individuals. *Mindfulness*, *4*(3), 203-212.

Louise, S., Fitzpatrick, M., Strauss, C., Rossell, S. L., & Thomas, N. (2017). Mindfulness-and acceptance-based interventions for psychosis: Our current understanding and a meta-analysis. *Schizophrenia Research.* Vyhledáno na http://dx.doi.org/10.1016/j.schres.2017.05.023.

Lutz, A., Jha, A. P., Dunne, J. D., & Saron, C. D. (2015). Investigating the phenomenological matrix of mindfulness-related practices from a neurocognitive perspective. *American Psychologist*, *70*(7), 632.

Maliszewski, M., Twemlow, S. W., Brown, D. P., & Engler, J. M. (1981). A phenomenological typology of intensive meditation: A suggested methodology using the questionnaire approach. *Revision*, *4*(2), 3-27.

Marsh, H. W., Hau, K. T., Wen, Z. (2004): In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, *11*(3), 320-341.

McCarney, R. W., Schulz, J., & Grey, A. R. (2012). Effectiveness of mindfulness-based therapies in reducing symptoms of depression: A meta-analysis. *European Journal of Psychotherapy & Counselling, 14*(3), 279-299.

McCown, D., Reibel, D. K., & Micozzi, M. S. (Eds.) (2010). *Teaching mindfulness: A practical guide for clinicians and educators.* London: Springer.

Michalak, J., Zarbock, G., Drews, M., Otto, D., Mertens, D., Stroehle, G., ... Heidenreich, T. (2016). Assessment of Mindfulness with the German Version of the Five Facet Mindfulness Questionnaires (FFMQ-D). *Zeitschrift fur Gesundheitspsychologie*, *24*(1), 1-12.

Neff, K. D. (2003). The development and validation of a scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, *2*(3), 223-250.

Ostafin, B. D., Robinson, M. D., & Meier, B. P. (Eds.) (2015). *Handbook of mindfulness and self-regulation*. London: Springer.

Rudkin, E., Medvedev, O. N., & Siegert, R. J. (2017). The Five-Facet Mindfulness Questionnaire: Why the observing subscale does not predict psychological symptoms. *Mindfulness*, *9,* 1-13.

Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003): Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research, 8,* 23-74.

Siegling, A. B., & Petrides, K. V. (2016). Zeroing in on mindfulness facets: Similarities, validity, and dimensionality across three independent measures. *PloS One*, *11*(4), e0153073.

Siegling, A. B., Furnham, A., & Petrides, K. V. (2016). Facet Benchmarking: Advanced application of a new instrument refinement method. *Personality and Individual Differences, 120*(1), 288-298.

Soysa, C. K., & Wilcomb, C. J. (2015). Mindfulness, self-compassion, self-efficacy, and gender as predictors of depression, anxiety, stress, and well-being. *Mindfulness*, *6*(2), 217-226.

Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & Patient Health Questionnaire Primary Care Study Group (1999). Validation and utility of a self-report version of PRIME-MD: the PHQ primary care study. *Jama*, *282*(18), 1737-1744.

Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: the GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, *166*(10), 1092-1097.

Sugiura, Y., Sato, A., Ito, Y., & Murakami, H. (2012). Development and vali-

dation of the Japanese version of the Five Facet Mindfulness Questionnaire. *Mindfulness*, *3*(2), 85-94.
Svendsen, J. L., Kvernenes, K. V., Wiker, A. S., & Dundas, I. (2017). Mechanisms of mindfulness: Rumination and self-compassion. *Nordic Psychology*, *69*(2), 71-82.
Tangney, J. P., & Dearing, R. L. (2003). *Shame and guilt*. New York: Guilford Press.
Teper, R., Segal, Z. V., & Inzlicht, M. (2013). Inside the mindful mind: How mindfulness enhances emotion regulation through improvements in executive control. *Current Directions in Psychological Science*, *22*(6), 449-454.
Van Dam, N. T., van Vugt, M. K., Vago, D. R., Schmalzl, L., Saron, C. D., Olendzki, A., ... Fox, K. C. (2017). Mind the hype: A critical evaluation and prescriptive agenda for research on mindfulness and meditation. *Perspectives on Psychological Science.*
Van Dam, N. T., Bilgrami, Z. R., & Eisenlohr-Moul, T. (2018). Development and validation of the Balanced Inventory of Mindfulness-Related Skills (BIMS). Vyhledáno na https://doi.org/10.31231/osf.io/8qdzg.
Veehof, M. M., Peter, M., Taal, E., Westerhof, G. J., & Bohlmeijer, E. T. (2011). Psychometric properties of the Dutch Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ) in patients with fibromyalgia. *Clinical Rheumatology, 30*(8), 1045-1054.
Vøllestad, J., Nielsen, M. B., & Nielsen, G. H. (2012). Mindfulness-and acceptance-based interventions for anxiety disorders: A systematic review and meta-analysis. *British Journal of Clinical Psychology*, *51*(3), 239-260.
Walach, H. (2018). Towards an objective behavioral assessment system of mindfulness. (Presentation). International Conference on Mindfulness, Amsterdam, July 10.-13.
Williams, M. J., Dalgleish, T., Karl, A., & Kuyken, W. (2014). Examining the factor structures of the five facet mindfulness questionnaire and the self-compassion scale. *Psychological Assessment*, *26*(2), 407.
Woods, H., & Proeve, M. (2014). Relationships of mindfulness, self-compassion, and meditation experience with shame-proneness. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, *28*(1), 20-33.
Žitník, J. (2010). *Všímavost a klinické přístupy založené na jejím rozvíjení*. (Diplomová práce). Praha: Filozofická fakulta Univerzity Karlovy v Praze.

SOUHRN

Cíle. Cílem této studie bylo validizovat českou verzi 15položkového Dotazníku pěti aspektů všímavosti (FFMQ-15-CZ) a prověřit její psychometrické vlastnosti.
Soubor a procedura. Autoři vyšetřili dva nezávislé soubory respondentů. V prvním šetření byl FFMQ nejprve přeložen do češtiny a následně byl administrován prostřednictvím webového rozhraní. 2806 respondentů (soubor 1) vyplnilo FFMQ-CZ a SWLS. Ve druhém šetření vyplnilo 279 respondentů (soubor 2) FFMQ-15-CZ, SCS-CZ, TOSCA-3, GAD-7 a PHQ-9.
Statistická analýza. S využitím programů IBM SPSS Statistics-23 a Amos-23 byly provedeny výpočty deskriptivní statistiky, Cronbachových koeficientů alfa, Pearsonových korelačních koeficientů a konfirmační faktorové analýzy.
Výsledky. Konfirmační faktorová analýza (soubor 1 i 2) potvrdila pětifaktorovou strukturu FFMQ-15-CZ. Potvrzen byl i model s jedním společným faktorem vyššího řádu. Hodnoty Cronbachových koeficientů alfa byly u FFMQ-15-CZ a jednotlivých subškál v šetření 1/2 následující: FFMQ-15-CZ (α = 0,77/0,78), nereagování (α = 0,69/0,65), pozorování (α = 0,64), vědomé jednání (α = 0,71/0,69), popisování (α = 0,83/0,79), nehodnocení (α = 0,79/0,78). Podle očekávání byly v šetření 1 a 2 zjištěny významné pozitivní korelace FFMQ-15-CZ s dotazníky životní spokojenosti a soucitu se sebou a významné negativní korelace s dotazníky zachycujícími tendenci k prožívání studu, potíže v regulaci emocí, příznaky úzkosti a příznaky deprese.
Omezení studie. Soubory využité v této studii nebyly reprezentativní pro celou českou populaci. V budoucnu by bylo vhodné prověřit psychometrické vlastnosti dotazníku FFMQ-15-CZ na reprezentativním vzorku české populace, dále u vzorku zkušených meditujících, jakož i u různých klinických vzorků.

Jak citovat tento článek:
Kořínek, D.; Benda, J.; Žitník, J. (2019). Psychometrické charakteristiky krátké české verze Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ-15-CZ). *Československá psychologie*, 63(1), 55-70.
Staženo z https://www.jan-benda.com/